

7. Operatorska platforma nadання posluh: Elektronne navchalne vydannia. Konspekt leksii / L. S. Hloba, O.M. Diadenko, V.F. Cherdyntseva. — K.: NN ITS NTUU «KPI», 2013. — 191 s.

8. Nopin S. V., Shakhov V. H. Analiz zakhyshchenosti abonentskykh system IP-telefonii vid nesanktsionovanoho dostupu // Informatsiini tekhnologii. 2008. №11. St. 67–74.

9. Dudykevych V.B., Khoroshko V.O., Mykytyn H.V., Banakh R.I., Rebets A.I. Informatsiina model bezpeky tekhnologii zviazku // Informatyka ta matematychnimetody v modeliuvanni. 2014. Tom 4, № 2 St. 137–148.

Статтю подано до редакції 22.10.2018 р.

УДК336.02:330.43

О. Л. Шапошник, аспірантка кафедри вищої математики,
ДВНЗ «Київський національний економічний
університет ім. Вадима Гетьмана»

Shaposhnyk Helen, PhD Student of the Advanced
Mathematics Department
SHEE «Kyiv National Economic University
named after Vadym Hetman»

МОДЕЛЮВАННЯ ВПЛИВУ ЗМІН ГРОШОВО-КРЕДИТНОЇ ПОЛІТИКИ НА РІВЕНЬ ФІНАНСОВОЇ БЕЗПЕКИ ДЕРЖАВИ

MODELING THE INFLUENCE OF CHANGES IN THE MONEY-CREDIT POLICY ON THE STATE OF FINANCIAL SAFETY LEVEL

Анотація. У роботі визначено складові фінансової безпеки: банківська безпека, безпека небанківського фінансового сектора, боргова безпека, валютна безпека, бюджетна безпека та грошово-кредитна безпека. Обґрунтовано, що для побудови регресійних моделей, що описують дієвість інструментів грошово-кредитної політики в контексті забезпечення фінансової безпеки екзогенною змінною виступатиме показник інфляції як індекс споживчих цін.

Побудовано модель індексу споживчих цін на основі щомісячних даних. За допомогою надбудови Аналіз даних у MSExcel побудовано кореляційну матрицю та проаналізовано парні коефіцієнти кореляції між всіма парами змінних моделі.

Доведено, що значення парних коефіцієнтів кореляції між незалежними змінними є невисокими, що є свідченням відсутності мультиколінеарності. Відсутність мультиколінеарності перевіряється за допомогою критерію Хі-квадрат.

Показано, що між залежною та всіма незалежними змінними існує досить цільний лінійний зв'язок, тобто побудована регресійна модель є статистично значимою та якісною.

Всі коефіцієнти моделі є статистично значимими та мають вплив на величину ендогенної змінної.

Тестування залишків регресійної моделі на наявність автокореляції за допомогою критерію Дарбіна-Уотсона показало відсутність автокореляції першого порядку та розраховане значення циклічного коефіцієнту автокореляції підтверджує відсутність автокореляції.

Отже, побудована модель може використовуватись для аналізу дієвості заходів грошово-кредитної політики.

Побудована модель індексу споживчих цін на основі квартальних даних, додавши до незалежних змінних значення індексів фізичного обсягу реального ВВП (у % до попереднього кварталу).

Доведено, що на зростання індексу споживчих цін суттєвий вплив мають високі їх значення попередніх періодів, зростання індексу цін виробників промислової продукції, зменшення розміру ВВП, помірний вплив чинять зростання грошей в обігу та здорожчання долару по відношенню до гривні.

Ключові слова: фінансова безпека, грошово-кредитна політика, індекс споживчих цін, регресійна модель.

Annotation. The paper determines the components of financial security: banking safety, security of the non-banking financial sector, debt security, currency security, fiscal security and monetary security.

It is substantiated that for the construction of regression models that describe the effectiveness of monetary policy instruments in the context of securing financial security, the exogenous variable will serve as an indicator of inflation as an index of consumer prices.

The consumer price index model is based on monthly data.

Using the Add-In Data Analysis in MS Excel, a correlation matrix is constructed and the pair correlation coefficients are analyzed between all pairs of variables in the model.

It is proved that the values of the pair coefficients of correlation between independent variables are low, which testifies to the absence of multicollinearity.

The absence of multicollinearity is checked using the Hi-square criterion.

It is shown that between dependent and all independent variables there is a sufficiently strong linear relationship, that is, the constructed regression model is statistically significant and qualitative.

All coefficients of the model are statistically significant and have an effect on the size of the endogenous variable.

Testing the residue of the regression model for the presence of autocorrelation by the Darwin-Watson criterion showed a lack of first-order autocorrelation and the calculated value of the cyclic coefficient of autocorrelation confirms the absence of autocorrelation.

Consequently, the constructed model can be used to analyze the effectiveness of monetary policy measures.

A model of consumer price index based on quarterly data was constructed, adding to the independent variables the value of indices of the physical volume of real GDP (in % to the previous quarter).

It is proved that the growth of the consumer price index is strongly influenced by their high importance in previous periods, the growth of the index of industrial producers' prices, the reduction of GDP, the moderate influence of the growth of money in circulation and the appreciation of the dollar against the hryvnia.

Key words: financial security, monetary policy, consumer price index, regression model.

Постановка проблеми. Невід'ємною функцією держави є забезпечення національної безпеки та формування механізмів її реалізації. Визначальною складовою національної безпеки є економічна безпека держави, змістом якої є реалізація національних економічних інтересів. У свою чергу, важливим складником економічної безпеки держави є фінансова безпека, яка формує умови розвитку економіки та безпосередньо впливає на макроекономічні процеси в країні, зокрема, на економічну динаміку, рівень і темпи інфляції, стан фінансового ринку, динаміку та структуру зайнятості. В Україні в умовах трансформації соціально-економічної сфери, формування та розвитку фінансової, банківської і валютної систем особливої актуальності набувають питання розробки наукових засад формування та реалізації ефективної фінансової безпеки держави. Удосконалення механізму фінансової безпеки безпосередньо пов'язано з питаннями макроекономічної стабілізації, економічного зростання та зміцнення конкурентоспроможності національної економіки в контексті забезпечення економічної безпеки держави.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Проблематика економічної і фінансової безпеки знайшла своє відображення в роботах багатьох дослідників. Вагомий внесок у становлення та розвиток науки у цій сфері зробили українські вчені В. Горбулін, О. Власюк, Я. Жаліло, В. Геєць, Т. Єфименко та ін. Значний внесок у розвиток наукової думки щодо проблем формування ефективної грошово-кредитної політики зробили вітчизняні вчені В. Стельмах, Н. Костіна, А. Сомик, А. Пономаренко, А. Гриценко, Т. Кричевська. Серед зарубіжних дослідників цієї тематики відомі роботи Р. Раша, М. Уільямса, А. Ресенде, Г.К ана, Ж.-К. Тріше та ін. Безпосередньо теоретичними та практичними дослідженнями фінансової безпеки у контексті забезпечення економічної безпеки держави займалися вітчизняні вчені М. Єрмошенко, А. Хорошева, О. Барановський та ін.

Невирішена раніше частина загальної проблеми. Разом з тим недостатньо висвітленою в наукових працях залишається проблема кількісного оцінювання дієвості заходів грошово-кредитної політики для забезпечення фінансової безпеки держави. Зокрема, актуальним завданням є побудова регресійних моделей, які адаптовані під наявну статистичну базу та можуть використовуватись для аналізу та прогнозування наслідків змін грошово-кредитної політики на грошово-кредитну та фінансову безпеку України.

Формулювання цілей статті. Метою статті є побудова регресійної моделі, що описує вплив інструментів грошово-кредитної політики на такий ключовий показник грошово-кредитної безпеки, як індекс споживчих цін (ІСЦ). Для досягнення поставленої мети було сформовано та вирішено такі завдання: визначено основні фактори, що впливають на ІСЦ; побудовано регресійну модель ІСЦ; оцінено якість і статистичну значимість побудованої моделі, зроблено висновки щодо кількісного впливу вибраних факторів на ІСЦ.

Виклад основного матеріалу. У методичних рекомендаціях щодо розрахунку рівня економічної безпеки України, що затверджені Міністерством економічного розвитку і торгівлі, фінансова безпека України визначається як «...такий стан бюджетної, грошово-кредитної, банківської, валютної системи та фінансових ринків, який характеризується збалансованістю, стійкістю до внутрішніх і зовнішніх негативних загроз, здатністю забезпечити ефективне функціонування національної економічної системи та економічне зростання» [6]. Складовими фінансової безпеки є: банківська безпека, безпека небанківського фінансового сектора, боргова безпека, валютна безпека, бюджетна безпека та грошово-кредитна безпека. Зосередимо свою увагу на грошово-кредитній безпеці, яка відповідно до [6] тлумачиться як «...такий стан грошово-кредитної системи, який характеризується стабільністю грошової одиниці, доступністю кредитних ресурсів та таким рівнем інфляції, що забезпечує економічне зростання та підвищення реальних доходів населення». Головними цілями грошово-кредитної політики НБУ, що забезпечують грошово-кредитну безпеку є: стабільність грошової одиниці; доступність кредитних ресурсів та низький рівень інфляції [11]. Як зазначається в роботах [5, 11], забезпечення низького рівня інфляції є кінцевою метою грошово-кредитної політики та гарантією досягнення фінансової стабільності та фінансової безпеки в державі. Тому для побудови регресійних моделей, що описують дієвість інструментів грошово-кредитної політики в контексті забезпечення фінансової безпеки екзогенною змінною виступатиме такий показник інфляції, як індекс споживчих цін.

Проаналізуємо динаміку індексу споживчих цін в Україні у 2000–2017 роках (рис. 1).

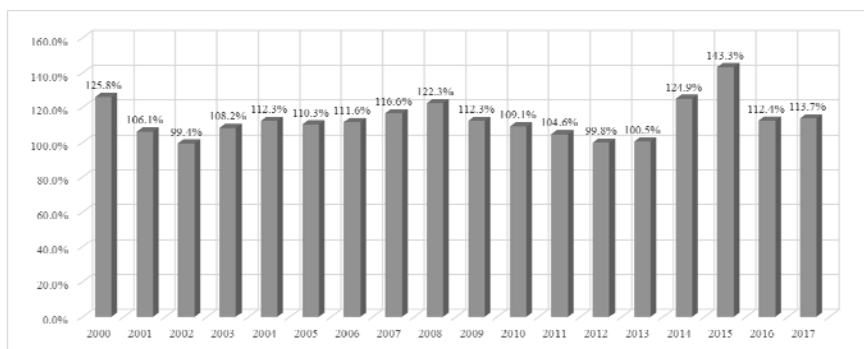


Рис. 1. Індекс споживчих цін в Україні у 2000–2017 роках
(у % до попереднього року)

Традиційно вважається, що допустимий рівень інфляції не перевищує значення 5 %. Як бачимо з рис. 1, в Україні тільки 2002, 2011–2013 роки характеризувались допустимим рівнем інфляції, пік зростання цін спостерігався у 2000, 2008, 2014–2015 роках.

Проаналізувавши наукові роботи з проблем моделювання фінансової безпеки та грошово-кредитної політики [3–5,10,12], ми виокремили такі показники, що будемо використовувати для побудови регресійної моделі індексу споживчих цін: ендогенна змінна Y — індекс споживчих цін, %; екзогенні змінні: X_1 — темпи зростання грошового агрегату M_2 (як відомо із монетаристського рівняння Фішера, збільшення грошей в обігу призводить до зростання цін); X_2 — темпи зростання середньозваженого курсу долару на міжбанківському валютному ринку України (значна доларизація української економіки та помітна частка імпортованих товарів у структурі споживчих товарів робить чутливим ІСЦ до курсу валют); X_3 — індекс цін виробників промислової продукції (очікувано, що зростання цін промислової продукції призводитиме до зростання споживчих цін); X_4 — інфляційні очікування економічних агентів (у якості цього показника обрано ІСЦ у попередній період часу, так як споживачі очікують, що ІСЦ відповідатиме минулим тенденціям); X_5 — індекси фізичного обсягу реального ВВПу постійних цінах 2007 року (зростання реального ВВП стримуватиме зростання цін).

Для побудови моделей нами використовувались офіційні щомісячні та квартальні дані Державної служби статистики та Національного банку України за 2007–2017 роки [8, 9]. На основі даних по місяцях ми побудували модель ІСЦ без урахування

індексів фізичного обсягу реального ВВП, оскільки відсутня достовірна статистична інформація щодо величини ВВП у кожному місяці (модель 1). При побудові моделі ІСЦ на основі даних по кварталах ми вже враховували всі 5 ендогенних змінних (модель 2). Відповідно всі змінні в моделях вимірюються у % до попереднього місяця в моделі 1 та у % до попереднього кварталу — в моделі 2.

Побудуємо модель ІСЦ на основі щомісячних даних. Спочатку за допомогою надбудови Аналіз даних у MS Excel побудуємо кореляційну матрицю та проаналізуємо парні коефіцієнти кореляції між всіма парами змінних, що увійдуть у модель. Кореляційна матриця має такий вигляд:

	Y	$X1$	$X2$	$X3$	$X4$
Y	1				
$X1$	0.165	1			
$X2$	0.467	-0.214	1		
$X3$	0.443	-0.001	0.198	1	
$X4$	0.633	-0.093	0.207	0.187	1

В 1-му стовпчику містяться коефіцієнти парної кореляції залежної змінної з кожною незалежною змінною. Як бачимо, найтісніший зв'язок існує між Y (ІСЦ) та $X4$ (інфляційні очікування), найслабший зв'язок — між Y і $X1$ (розмір грошового агрегату $M2$). Значення парних коефіцієнтів кореляції між незалежними змінними є невисокими, що може бути свідченням відсутності мультиколінеарності. У подальшому наявність чи відсутність мультиколінеарності буде перевірено за допомогою критерію X^2 -квадрат.

Результати застосування функції Лінійн у MS Excel є такими:

0.449	0.213	0.017	0.012	30.629
0.069	0.053	0.005	0.007	7.573
0.529	1.283	#Н/Д	#Н/Д	#Н/Д
35.692	127	#Н/Д	#Н/Д	#Н/Д
235.105	209.137	#Н/Д	#Н/Д	#Н/Д

Тоді регресійна модель ІСЦ на основі щомісячних даних записується так:

$$Y = 30,629 + 0,012X_1 + 0,017X_2 + 0,213X_3 + 0,449X_4 \quad (1)$$

Беручи до уваги, що всі показники в моделі вимірюються у %, то коефіцієнти біля екзогенних змінних характеризують відсотковий змiну Y при зростанні однієї із екзогенних змінних на 1 % за інших рівних умов [10]. Як і очікувалось, всі знаки коефіцієнтів є додатними, тобто між залежною та незалежними змінними існує прямий зв'язок. Отримано, що найсуттєвіший вплив на зростання ІСЦ мають інфляційні очікування, тобто значення ІСЦ у попередній період часу: зростання інфляційних очікувань на 1 % дає поштовх до зростання ІСЦ майже на 0,5 %. Зростання індексу цін виробників промислової продукції на 1 % спричиняє зростання ІСЦ на 0,213 %, здорожчання долару по відношенню до гривні на 1 % веде до зростання ІСЦ майже на 0,02 %. І збільшення грошового агрегату $M2$ призводить до найменшого зростання ІСЦ — лише на 0,012 %.

Перевіримо загальну якість побудованої нами моделі ІСЦ. Коефіцієнт детермінації $R^2 = 0,529$, тобто зміна значень ІСЦ на 52,9 % пояснюється варіацією незалежних змінних і на 47,1 % пояснюється впливом випадкових та неврахованих в моделі чинників. Коефіцієнт кореляції $R = 0,727$, тобто між залежною та всіма незалежними змінними існує досить щільний лінійний зв'язок [1,2]. Розрахункове значення F -критерію Фішера = 35,692 перевищує його табличне значення ($F_{\text{табл}}(0,05; 4; 127 = 2,44)$), тобто побудована регресійна модель є статистично значимою та якісною.

Значення t -критеріїв Стюдента для перевірки значимості коефіцієнтів моделі є такими [1, 7]:

$$t_0 = \frac{30,629}{7,573} = 4,044; \quad t_1 = \frac{0,012}{0,007} = 1,828; \quad t_2 = \frac{0,017}{0,005} = 3,820; \quad t_3 = \frac{0,212}{0,053} = 3,972; \quad t_4 = \frac{0,449}{0,069} = 6,512.$$

Табличне значення $t_{\text{табл}}(0,05; 127) = 1,657$. Порівнявши розрахункові та табличні значення, доходимо висновку, що на рівні значимості 5 % всі коефіцієнти моделі є статистично значимими, тобто вибрані нами екзогенні змінні доречно включені в модель і дійсно мають вплив на величину ендогенної змінної.

Наявність мультиколінеарності (тісного лінійного зв'язку між незалежними змінними моделі) тестувалась за допомогою критерію X^2 -квадрат. Отримано, що значення критерію X^2 -квадрат становить $\chi^2 = 19,731$, його табличне значення

$\chi^2_{(0,1; 6)} = 19,82$, отже, гіпотеза про наявність мультиколінеарності відхиляється [7].

Тестування залишків регресійної моделі на наявність автокореляції за допомогою критерію Дарбіна-Уотсона показало відсутність автокореляції першого порядку: розрахункове значення критерію Дарбіна-Уотсона $DW = 1,877$, табличні значення $DWL_{(0,05; 4; 127)} = 1,64$, $DWU_{(0,05; 4; 127)} = 1,81$. Розраховане значення циклічного коефіцієнту автокореляції $\gamma_0 = 0,060$ підтверджує відсутність автокореляції.

Отже, побудована модель ІСЦ є статистично значимою та, незважаючи на недостатньо високе значення R^2 , може використовуватись для аналізу дієвості заходів грошово-кредитної політики.

Перейдемо до побудови моделі ІСЦ на основі квартальних даних, додавши до незалежних змінних значення індексів фізичного обсягу реального ВВП (у % до попереднього кварталу).

Матриця парних коефіцієнтів кореляції має такий вигляд:

	Y	X1	X2	X3	X4	X5
Y	1					
X1	0.156	1				
X2	0.620	-0.212	1			
X3	0.515	0.041	0.265	1		
X4	0.875	-0.079	0.253	0.285	1	
X5	-0.596	-0.075	-0.308	-0.238	-0.290	1

Як бачимо, перехід до даних по кварталах призвів до зростання парних коефіцієнтів кореляції, тобто щільність зв'язку між парами змінних підвищилась. Водночас, значення парних коефіцієнтів кореляції між незалежними змінними залишаються невисокими, що говорить на користь відсутності мультиколінеарності.

У результаті застосування функції Лінійн нами отримана така регресійна статистика:

-0.106	0.529	0.135	0.013	0.009	41.934
0.061	0.065	0.054	0.004	0.004	10.741
0.874	0.524	#Н/Д	#Н/Д	#Н/Д	#Н/Д
51.607	37	#Н/Д	#Н/Д	#Н/Д	#Н/Д
70.962	10.175	#Н/Д	#Н/Д	#Н/Д	#Н/Д

Регресійна модель ІСЦ на основі квартальних даних має наступний вигляд:

$$Y = 41,934 + 0,009X_1 + 0,013X_2 + 0,135X_3 + 0,529X_4 - 0,106X_5. \quad (2)$$

Аналогічно до моделі (1), найсуттєвіший вплив на зростання ІСЦ мають інфляційні очікування економічних агентів: зростання інфляційних очікувань на 1 % призводить до зростання ІСЦ на 0,529 %. Зростання реального ВВП на 1 % обумовлює зменшення ІСЦ приблизно на 1 %.

Відповідно до величини коефіцієнту детермінації ($R^2 = 0,874$) рівняння регресії пояснює поведінку залежної змінної на 87,4 %, тобто включення до моделі індексу фізичного обсягу ВВП дозволило суттєво покращити якість моделі в порівнянні з (1). Коефіцієнт кореляції $R = 0,935$, тобто між залежною та всіма незалежними змінними існує дуже щільний лінійний зв'язок. Значення F -критерію Фішера = 51,607, його табличне значення $F_{\text{табл}}(0,05; 5; 37 = 2,45)$, тобто побудована регресійна модель є якісною та достовірною.

Розраховані значення t -критеріїв Стюдента є такими:

$$t_0 = \frac{41,934}{10,741} = 3,904; \quad t_1 = \frac{0,009}{0,004} = 1,857; \quad t_2 = \frac{0,013}{0,004} = 3,368; \quad t_3 = \frac{0,135}{0,054} = 2,505;$$

$$t_4 = \frac{0,529}{0,065} = 8,131; \quad t_5 = \frac{|-0,106|}{0,061} = 1,752.$$

Ці значення перевищують табличне значення критерію Стюдента $t_{\text{табл}}(0,05; 37) = 1,687$, тобто всі коефіцієнти в моделі є статистично значимими, а екзогенні змінні дійсно мають вплив на величину ендогенної змінної.

Гіпотеза про наявність мультиколінеарності відхиляється, так як розраховане значення критерію Хі-квадрат ($\chi^2 = 15,001$) є більшим за його табличне значення ($\chi^2_{(0,05; 10)} = 18,31$).

Гіпотеза про наявність автокореляції також відхиляється, адже розрахункове значення критерію Дарбіна-Уотсона $DW = 1,724$ ($DW = 2,276 > 2$, тому $DW = 4 - 2,276 = 1,724$), табличні значення $DWL_{(0,05; 5; 37)} = 1,01$, $DWU_{(0,05; 5; 37)} = 1,59$. Розраховане значення циклічного коефіцієнту автокореляції $r_0 = -0,151$ підтверджує відсутність автокореляції.

Висновки. Отже, обидві побудовані нами моделі ІСЦ виявились якісними та достовірними, проте врахування індексу фізичного обсягу ВВП у моделі 2 дозволило значно покращити якість моделі ІСЦ. Отримано, що на зростання ІСЦ суттєвий вплив ма-

ють високі значення ІСЦ попередніх періодів, зростання індексу цін виробників промислової продукції, зменшення розміру ВВП, помірний вплив чинять зростання грошей в обігу та здорожчання долара по відношенню до гривні.

Література

1. *Блудова Т.В.* Теорія ймовірностей: Навчальний посібник. — Львів: ЛБІ НБУ, 2005. — 319 с.
2. *Bludova Tatiana, Savchuk Natalia.* Modeling the economic security of regional external trade flows. *Baltic Journal of Economic Studies*. Vol. 3, No. 5. — December (2017). — P. 1–24.
3. *Кравцов М.* Эконометрическое моделирование динамики цен и уровня инфляции в Беларуси / М. Кравцов, А. Картун // *Банкаўскі веснік*. — № 3. — 2015. — С. 1–24.
4. *Лук'яненко І. Г.* Економетричне моделювання процесів у грошово-кредитній сфері / І. Г. Лук'яненко, Ю. О. Гордніченко // *Наукові записки НаУКМА*. — 1999. — Т. 15 : Економіка. — С. 23–37.
5. *Малюгин В.* Разработка и применение эконометрических моделей для прогнозирования и анализа вариантов денежно-кредитной политики / В.Малюгин, М. Демиденко, Д. Калечиц, А. Миксюк // *Прикладная эконометрика* — № 2(14). — 2017. — С. 24–36.
6. Методика розрахунку рівня економічної безпеки України (Затверджена Наказом Міністерства економіки України від 02.03.2007 р. № 60). [Електронний ресурс] // Міністерство економіки України: [сайт]. — Режим доступу: <http://www.me.gov.ua/control/uk/publish/>.
7. *Наконечний С.І., Терещенко Т. О., Романюк Т. П.* Економетрія: Підручник. — Вид. 4-те, допов. та перероб. — К.: КНЕУ, 2006. — 528 с.
8. Офіційний сайт Національного банку України [Електронний ресурс]. — Режим доступу: www.bank.gov.ua.
9. Офіційний сайт Державної служби статистики України [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.ukrstat.gov.ua>.
10. *Пантелеев В. П.* Прикладні висновки із загальних положень узгодженої дії бюджетної та грошово-кредитної політики [Текст] / Віталій Павлович Пантелеев // *Економічний аналіз: зб. наук. праць / Тернопільський національний економічний університет; редкол.: О. В. Ярошук (голов. ред.) та ін.* — Тернопіль: Видавничо-поліграфічний центр Тернопільського національного економічного університету «Економічна думка», 2016. — Том 25. — № 1. — С. 150–157.
11. *Плешакова Н.* Показники безпеки грошово-кредитного сектора як складова фінансової безпеки України / Н. Плешакова // *Вісник Київського національного університету імені Т. Шевченка. Економіка* — № 8 (149). — 2013. — С. 76–79.
12. *Цвайг Х. І.* Економетрична модель впливу окремих економічних показників на індекс споживчих цін в Україні / Х. І. Цвайг, Н. В. Галай-

ко // Науковий вісник Львівського державного університету внутрішніх справ. — № 1. — 2017. — С. 286–296.

References

1. Bludova T.V. Teoriia jmovirnostej: Navchal'nyj posibnyk. — L'viv, LBI NBU, 2005. — 319 s.
2. Bludova Tatiana, Savchuk Natalia. Modeling the economic security of regional external trade flows. *Baltic Journal of Economic Studies*. Vol. 3 , No. 5. — December (2017). — R.19–24.
3. Kravtsov M. Ekonometrycheskoe modelyrovanye dynamyky tsen y urovnia ynfiatsyy v Belarusy / M. Kravtsov, A. Kartun // Bankavski vesnik. — № 3. — 2015. — S. 16–24.
4. Luk'ianenko I. H. Ekonometrychne modeliuvannia protsesiv u hroshovo-kredytnij sferi / I. H. Luk'ianenko, Yu. O. Horodnichenko // Naukovi zapysky NaUKMA. — 1999. — T. 15 : Ekonomika. — S. 23–37.
5. Maliuhyn V. Razrabotka y prymerenye ekonometrycheskykh modelej dlia prohnozyrovanyia y analiza varyantov denezhno-kredytnoj polityky / V.Maliuhyn, .M. Demydenko, D. Kalechyts, A. Myksiuk // Prykladnaia ekonometryka — № 2(14). — 2017. — S. 24–36.
6. Metodyka rozrakhunku rivnia ekonomichnoi bezpeky Ukrainy (Zatverdzhena Nakazom Ministerstva ekonomiky Ukrainy vid 02.03.2007 r. № 60). [Elektronnyj resurs] // Ministerstvo ekonomiky Ukrainy: [sajt]. — Rezhym dostupu: <http://www.me.gov.ua/control/uk/publish/>.
7. Nakonechnyj S.I., Tereschenko T. O., Romaniuk T. P. Ekonometriia: Pidruchnyk. — Vyd. 4-te, dopov. ta pererob. — K.:KNEU, 2006. — 528 c.
8. Ofitsijnyj sayt Natsional'noho banku Ukrainy [Elektronnyj resurs]. — Rezhym dostupu: www.bank.gov.ua.
9. Ofitsijnyj sayt Derzhavnoi sluzhby statystyky Ukrainy [Elektronnyj resurs]. — Rezhym dostupu: <http://www.ukrstat.gov.ua>.
10. Panteliev V. P. Prykladni vysnovky iz zahal'nykh polozhen' uzghodzhenoj dii biudzhetnoi ta hroshovo-kredytnoi polityky [Tekst] / Vitalij Pavlovych Panteliev // Ekonomichnyj analiz: zb. nauk. prats' / Ternopil's'kyj natsional'nyj ekonomichnyj universytet; redkol.: O. V. Yaroshuk (holov. red.) ta in. — Ternopil': Vydavnycho-polihrafichnyj tsentr Ternopil's'koho natsional'noho ekonomichnoho universytetu «Ekonomichna dumka», 2016. — Tom 25. — № 1. — S. 150–157.
11. Plieshakova N. Pokaznyky bezpeky hroshovo-kredytnoho sektora iak skladova finansovoi bezpeky Ukrainy / N. Plieshakova // Visnyk Kyivs'koho natsional'noho universytetu imeni T. Shevchenka. Ekonomika — № 8 (149). — 2013. — S. 76–79.
12. Tsvajh Kh. I. Ekonometrychna model' vplyvu okremykh ekonomichnykh pokaznykiv na indeks spozhyvchykh tsin v Ukraini / Kh. I. Tsvajh, N. V. Halajko // Naukovyj visnyk L'vivs'koho derzhavnoho universytetu vnutrishnikh sprav. — № 1. — 2017. — S. 286–296.

Статтю подано до редакції 18.10.2018 р.